



Offre de travail des mères françaises : l'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants

Julie Moschion

► To cite this version:

Julie Moschion. Offre de travail des mères françaises : l'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants. 2007. halshs-00203196

HAL Id: halshs-00203196

<https://shs.hal.science/halshs-00203196>

Submitted on 9 Jan 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Offre de travail des mères françaises : l'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants

Julie MOSCHION

2007.74



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Offre de travail des mères françaises :
L'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants

Julie Moschion¹

Décembre 2007

¹ Julie Moschion, CES-Université Paris 1, 106-112 Bd de l'Hôpital, 75013 Paris, France ; Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques, 39-43 quai André Citroën, 75015 Paris, France.
L'auteur remercie Dominique Goux et Eric Maurin dont les conseils et remarques ont permis d'améliorer ce travail.

Entre 1962 et 2005, alors que le taux d'activité des hommes français diminuait, le taux d'activité des femmes françaises augmentait de 45,8% à 63,8%. Néanmoins, le taux d'activité des femmes reste corrélé avec le nombre d'enfants : plus elles ont un grand nombre d'enfants, plus leur taux d'activité est faible.

Dans quelle mesure l'arrivée d'un enfant supplémentaire réduit-elle la participation des mères au marché du travail ? La relation entre fécondité et activité est complexe car les décisions de fécondité et d'activité ont des déterminants communs, et ces décisions s'influencent mutuellement. Difficile donc de dire à priori si le choix de travailler ou non est la cause ou la conséquence de la décision d'avoir un certain nombre d'enfants. Comme Angrist et Evans (1998), nous utilisons une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité afin de mesurer l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères françaises. Comme aux Etats-Unis, nous constatons que les parents qui ont deux aînés de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les autres, et que dans ce cas, l'activité des mères est réduite. Dans la mesure où le sexe des deux aînés est aléatoire et qu'il n'a pas d'impact sur l'activité des mères autrement que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant, nous estimons par variable instrumentale l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères.

Nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants diminue significativement la probabilité d'activité des mères et le nombre d'heures travaillées par semaine. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on utilise le fait d'avoir eu des jumeaux en deuxième naissance comme choc exogène de fécondité. Enfin, nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants affecte en particulier l'offre de travail des mères moins diplômées mais n'a aucun effet sur l'offre de travail des pères.

Mots clés : fécondité, offre de travail des mères.

Between 1962 and 2005, whereas the activity rate of French men decreased, the activity rate of French women increased from 45,8% to 63,8%. However, women's activity rate remains correlated with the number of children : women with the lowest number of children are also the ones with the highest participation rate in the labour market.

To what extent having an additional child reduces the mother's probability to participate in the labour market? The link between fertility and mothers' participation decisions is complex because they have joint determinants, and influence each other. Hard then to say a priori if the choice of working or not is the cause or the consequence of the decision of having a certain number of children. As Angrist and Evans (1998), we use a source of exogenous and random variation of fertility to measure the causal effect of fertility on French mothers' labour supply. As in the United States, we find that the probability of having a third child is higher among parents with same sex siblings, and that in this case, mothers' participation in the labour market is reduced. Because sex mix is randomly assigned and because it has an effect on participation only through its impact on the probability of having a third child, we produce instrumental variable estimates of the effect of having more than two children on mothers' participation in the labour market.

We find that having more than two children reduces significantly the mothers' participation probability and the hours worked per week. These results are confirmed by the use of twin second birth as the exogenous fertility shock. Also, our results indicate that having more than two children especially affects the labour supply of less graduated mothers but has no effect on fathers' labour supply.

Key words : fertility, mothers' labour supply.

JEL : J13, J22.

Dans les pays développés, le taux d'activité des femmes a plutôt tendance à augmenter depuis les années 1960, alors que le taux d'activité masculin diminue légèrement. Ainsi, aux Etats-Unis pour les 15-64 ans, alors que le taux d'activité masculin passait de 89,1% en 1962 à 81,8% en 2005, le taux d'activité des femmes augmentait de 42,5% à 69,2% sur la même période. En France, l'évolution pour les 15-64 ans est similaire : le taux d'activité masculin passe de 87,8% en 1962 à 74,5% en 2005 et le taux d'activité des femmes augmente de 45,8% à 63,8% sur la même période (graphique 1). Même si l'écart des taux d'activité tend à diminuer, les femmes restent moins nombreuses à travailler que les hommes.

Le taux de féminisation² fournit un indice supplémentaire de l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail. D'après le tableau 1, depuis 1973, le nombre relatif de femmes sur le marché du travail a progressé pour atteindre 46,4% en 2005.

Cependant, le phénomène d'entrée massive des femmes françaises sur le marché du travail doit être relativisé pour plusieurs raisons. D'une part, le taux d'activité des femmes varie significativement en fonction de leur âge. Selon le tableau 2, l'écart de taux d'activité entre hommes et femmes est le plus élevé précisément dans la tranche d'âge où les femmes sont le plus concerné par la maternité : il s'élève ainsi à 13,3 points pour les 25-49 ans.

D'autre part, le nombre et l'âge des enfants conditionnent l'activité des mères alors que ceux-ci n'ont pas d'effet sur l'activité professionnelle des pères. En France, les mères de trois enfants travaillent significativement moins que les mères d'un ou deux enfants, cette différence étant encore plus nette lorsqu'un des enfants a moins de trois ans. En effet d'après le tableau 3, en 2005, le taux d'activité des femmes en couple ayant un ou deux enfants tous âgés de plus de trois ans est environ de 80% alors qu'il est seulement de 68,2% pour les mères de trois enfants ou plus. Lorsqu'au moins un des enfants a moins de trois ans, le taux d'activité des mères d'un, deux, ou trois enfants et plus sont respectivement 80,2%, 59,8%, et 37%. Il est intéressant de noter qu'en revanche aucune rupture aussi nette n'apparaît pour les pères dont le taux d'activité reste toujours assez proche de 95%. Le rapport du Conseil d'analyse économique confirme ce changement de comportement des couples avec la présence d'enfants : alors que sans enfants, on note un effet d'entraînement entre les durées de travail dans le couple qui se caractérise par une complémentarité, avec la présence d'enfants de moins de six ans, les comportements des parents s'orientent plutôt vers une spécialisation des rôles. Pailhé et Solaz (2006) soulignent que « 39% des mères qui travaillent déclarent que leur activité a été modifiée par la naissance, qu'il s'agisse d'un changement de statut,

² On appelle taux de féminisation la proportion de femmes parmi la population active totale.

d'horaires, d'intensité du travail ou d'un retrait du marché du travail [alors que] ce n'est le cas que de 6% des pères ». De plus, les adaptations professionnelles liées à la naissance croissent pour les mères avec le rang de naissance alors que celles des pères y sont insensibles. Par exemple, pour la troisième naissance plus de la moitié des mères déclarent avoir modifié leur activité alors que la proportion de pères reste autour de 5%. Il semble donc bien qu'il y ait une rupture pour les mères entre avoir deux enfants ou plus, ce qui justifie de s'intéresser plus particulièrement à l'effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères, intérêt conforté par le fait qu'un grand nombre de ces mères souhaiteraient travailler davantage (Méda, Simon et Wierink, 2003).

La moindre activité des mères de trois enfants peut avoir plusieurs explications : les mères de trois enfants ont peut être des caractéristiques différentes des mères de deux enfants, caractéristiques qui les conduiraient à la fois à avoir plus d'enfants et à travailler moins, ou peut être que leur moindre activité leur permettrait d'avoir plus d'enfants, ou peut-être enfin que c'est le fait d'avoir plus d'enfants qui les amènerait à réduire leur offre de travail.

La question est alors de savoir si c'est le fait d'avoir eu au moins trois enfants qui les a conduit à ne pas travailler ou à réduire leurs heures de travail. Autrement dit, avoir trois enfants ou plus a-t-il un impact négatif sur l'activité des mères françaises ? Pour répondre à cette question, nous utilisons, comme Angrist et Evans (1998), une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité. De même qu'aux Etats-Unis, nous constatons que les parents qui ont deux aînés de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les autres, et que dans ce cas, l'activité des mères est réduite. Dans la mesure où le sexe des deux aînés est aléatoire et qu'il n'a pas d'impact sur l'activité des mères autrement que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant, nous estimons par variable instrumentale l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants diminue significativement la probabilité d'activité des mères et le nombre d'heures travaillées par semaine. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on utilise le fait d'avoir eu des jumeaux en deuxième naissance comme choc exogène de fécondité. Enfin, nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants affecte en particulier l'offre de travail des mères moins diplômées mais n'a aucun effet sur l'offre de travail des pères.

Les données et les statistiques descriptives sont présentées dans la première partie. L'impact du sexe des deux aînés sur la probabilité d'avoir un troisième enfant et sur les variables d'offre de travail est exposé dans la seconde partie. Les estimations par variable instrumentale

sont produites dans la troisième partie. Les premiers résultats sont confortés dans la quatrième partie par l'utilisation du fait d'avoir eu des jumeaux en deuxième naissance comme choc exogène de fécondité, et dans la cinquième partie par l'étude de l'impact d'une troisième naissance sur les comportements d'activité des mères ayant au maximum le baccalauréat d'une part, et des pères d'autre part. La sixième partie conclut.

I. Données et statistiques descriptives

L'effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères françaises a été mené à partir des enquêtes emplois de 1990 à 2002.

L'échantillon de l'enquête emploi est représentatif de la population française métropolitaine âgée de quinze ans et plus ($N=150\ 000$, taux d'échantillonnage=1/300). Pour chaque répondant, nous avons sa date de naissance, son sexe, sa situation familiale, son niveau de diplôme, sa participation au marché du travail. Nous avons également pour chaque ménage, le nombre, le sexe et la date de naissance de chaque enfant vivant dans le logement. Nous nous intéressons aux femmes de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants au moment de l'enquête ($N = 69\ 386$). Comme Angrist et Evans (1998), nous ne possédons d'information que sur les enfants vivant encore avec leurs parents. Ne garder que les femmes ayant moins de 36 ans nous évite de sous estimer le nombre total d'enfants d'une femme et d'introduire des erreurs sur le rang des enfants dans la fratrie. Les femmes de plus de 35 ans ont potentiellement des enfants majeurs, qui ont une probabilité plus grande d'avoir quitté le domicile parental. L'échantillon des femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants peut apparaître comme un groupe dans lequel les femmes ont des enfants particulièrement tôt. Néanmoins, nos calculs à partir de l'enquête emploi montrent que près de la moitié des femmes âgées de 28 à 35 ans ont au moins deux enfants, et que cette proportion de femmes augmente très peu lorsque l'on considère les femmes plus âgées³.

Le tableau 4 donne quelques statistiques descriptives pour les mères d'au moins deux enfants. On observe les différences usuelles entre femmes en couple et femmes seules. Parmi toutes les femmes ayant deux enfants pendant la période considérée, 32% en avaient au moins un troisième. Dans cet échantillon, un peu plus de 50% des familles avaient des enfants du même sexe et un peu plus de 51% des premières naissances étaient des garçons ce qui est conforme aux statistiques nationales. Les naissances gémellaires en deuxième position sont définies par la présence d'enfants de rang deux et trois dans la famille ayant la même année et le même mois de naissance. La proportion de femmes dans notre échantillon ayant des jumeaux en deuxième naissance est de 1%. Du fait que nous ne disposons pas d'une variable '*jumeau*' dans l'enquête emploi, nous avons vérifié que le nombre de jumeaux de rang deux estimé avec cette méthode approchée correspondait au nombre de jumeaux de rang deux

³ Parmi les femmes âgées de 28 à 35 ans, 48,8% ont au moins deux enfants, et parmi les femmes âgées de 36 à 50 ans, elles sont 54,6%.

trouvé en utilisant les données nationales d'état civil⁴. Pour cela, nous avons testé le représentativité d'une année d'enquête donnée : 1999. Les données d'état civil nous donnent la probabilité de naissances gémellaires une année donnée en fonction de l'âge de la mère à la naissance⁵. Dans l'enquête 1999, pour une année de naissance donnée, nous comparons le nombre théorique de jumeaux de rang deux⁶ au nombre de jumeaux de rang deux observé dans notre échantillon. Nous considérons toutes les femmes ayant eu un deuxième enfant entre 1984 et 1996⁷. Le test du khi-2 nous amène à accepter l'égalité entre le nombre théorique et le nombre observé de jumeaux de rang deux⁸ : le nombre de jumeaux identifié dans l'enquête emploi correspond aux statistiques nationales.

Nous présentons dans la partie inférieure du tableaux 6 les statistiques descriptives des variables démographiques et d'offre de travail. Les variables d'offre de travail qui nous intéressent sont de savoir si la femme travaille, si elle travaille à temps partiel, le nombre moyen d'heures par semaine qu'elle effectue et son salaire annuel.

II. Le sexe des deux premiers enfants

Afin d'identifier l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'activité des mères, nous nous sommes servi du fait que le sexe des deux aînés provoque un choc exogène de fécondité. Plusieurs travaux montrent en effet que les parents de deux enfants de même sexe ont une probabilité plus grande que les parents de deux enfants de sexe différent d'avoir un troisième enfant⁹. Le tableau 5 reporte la proportion de femmes ayant un troisième enfant selon le sexe des deux aînés.

⁴ Ces données sont issues de Beaumel, Richet-Mastain et Vatan (2007). Nous nous intéressons aux naissances gémellaires de rang deux car ce sont celles que nous utiliserons dans la suite ; et dans la mesure où nous ne disposons pas de probabilité de naissance gémellaire en fonction du rang de naissance, nous considérons que les probabilités de naissance gémellaire sont identiques quelque soit le rang. Nous utilisons donc les données générales de l'état civil pour calculer le nombre théorique de jumeaux de rang deux dans l'enquête.

⁵ Nous utilisons les trois tranches provenant des données d'état civil qui sont le plus proches de l'âge des mères que nous conserverons par la suite. Les trois tranches sont : 20-24 ans, 25-29 ans et 30-34 ans.

⁶ Pour une année de naissance donnée, le nombre théorique de jumeaux de rang deux s'obtient (en fonction de l'âge de la mère à la deuxième naissance) à partir du nombre de mères ayant eu un deuxième enfant et la probabilité théorique de naissance gémellaire cette année là.

⁷ L'enquête ayant eu lieu en 1999, nous ne gardons ainsi que les enfants âgés de 3 à 15 ans car les naissances récentes peuvent être mal prises en compte et les enfants de plus de 15 ans peuvent ne plus vivre chez leurs parents. Ainsi en 1999, les mères d'enfants nés en 1984 ont entre 35 et 49 ans, et les mères d'enfants nés en 1996 ont entre 23 et 37 ans.

⁸ Selon le test du khi-2 à 13 degrés de liberté, où la probabilité de rejeter à tort l'égalité entre le nombre théorique et le nombre observé de jumeaux de rang deux est de 5%, la valeur critique est 22,4. Or, nous avons une statistique du khi-2 de 21,6.

⁹ Angrist et Evans (1998) trouvent qu'aux Etats-Unis en 1990, la probabilité d'avoir un troisième enfant est supérieure de six points pour les parents dont les deux premiers enfants sont de même sexe. Sur données françaises, Breton et Prioux (2005) trouvent que cet écart est de 4,7 points.

Quel que soit l'échantillon considéré, on n'observe pas que les familles ont significativement plus souvent un troisième enfant lorsqu'elles ont deux filles que lorsqu'elles ont deux garçons ce qui suggère que les parents n'ont pas de préférence intrinsèque pour un sexe. Nous avons vérifié cette hypothèse en examinant les préférences des familles avec au moins un enfant. Parmi les mères d'un enfant, la proportion de femmes qui en ont eu un deuxième ne diffère pas selon le sexe du premier¹⁰ : il n'y a donc aucun impact du sexe du premier enfant sur les décisions de fécondité ultérieures.

Par contre, elles ont significativement plus souvent un troisième enfant lorsque les deux premiers enfants sont de même sexe. Dans les années 1990, pour l'échantillon complet, 33,9% des femmes ayant deux aînés de même sexe avaient un troisième enfant, contre 30,1% des femmes ayant deux aînés de sexe différent. Ces résultats sont conformes à Angrist et Evans (1998), bien que les différences observées aux Etats-Unis soient supérieures (autour de 6 points). On observe donc un lien entre composition sexuelle de la descendance et probabilité d'avoir un enfant supplémentaire. Enfin, la troisième ligne de chaque échantillon donne l'impact du sexe des deux premiers enfants sur l'offre de travail des femmes. L'idée est que le sexe des deux premiers enfants conditionne au moins en partie la décision d'avoir un enfant supplémentaire, qui elle-même peut influencer l'offre de travail. Les résultats indiquent que les femmes travaillent d'autant moins qu'elles ont eu deux enfants de même sexe (donc d'autant moins qu'elles ont une probabilité plus importante d'avoir un troisième enfant).

Les estimations de Wald confirment les analyses précédentes. Les trois premières colonnes du tableau 6 donnent les composantes de l'estimation par variable instrumentale quand '*même sexe*' est utilisé comme instrument, puis les trois colonnes suivantes donnent les résultats pour '*jumeaux-2*'. Les deux premières lignes donnent le dénominateur de l'estimateur de Wald, c'est-à-dire l'effet de '*même sexe*' sur la fécondité, pour deux variables de fécondité possibles. La première variable de fécondité considérée indique si la femme a eu un troisième enfant, '*plus de 2 enfants*', et la seconde le '*nombre d'enfants*'. L'effet de l'instrument '*même sexe*' sur '*plus de 2 enfants*' est égal à la différence de moyenne du tableau 5, soit 0,040 pour les femmes en couple. L'effet de '*même sexe*' sur le '*nombre d'enfants*' est également significativement positif (0,060). En dessous de ces estimateurs figure le numérateur de l'estimateur de Wald, à savoir l'effet respectif de '*même sexe*' et '*jumeaux-2*' sur les différentes variables d'offre de travail étudiées. Ces résultats montrent que en plus d'avoir plus d'enfants, les femmes avec deux enfants du même sexe ont une probabilité plus faible de

¹⁰ Parmi les mères d'un garçon (respectivement d'une fille), 58% (57,6%) ont eu un deuxième enfant.

travailler et travaillent moins d'heures par semaine. Par rapport à Angrist et Evans (1998), nous trouvons pour celles qui travaillent une différence de salaire et de travail à temps partiel non significative en fonction du sexe des deux premiers enfants. Les colonnes deux et trois présentent les estimateurs de Wald calculés avec '*même sexe*', c'est-à-dire l'effet de la fécondité sur l'offre de travail. On trouve qu'avoir '*plus de 2 enfants*' réduit l'offre de travail de 47,5 points et pour celles qui travaillent les heures hebdomadaires travaillées d'environ 16 heures. Les estimateurs de Wald calculés en utilisant l'effet du '*nombre d'enfants*' donnent les effets par enfant (au-delà de deux). Les effets sont donc plus faibles mais restent significatifs.

Comme Angrist et Evans (1998), nous décidons de nous concentrer sur la variable endogène '*plus de 2 enfants*' dans le reste de l'analyse car ceci met l'accent sur le fait que le saut de fécondité induit par les deux instruments considérés est un saut de deux enfants à plus de deux enfants.

La distribution probablement aléatoire du sexe des aînés implique que les régressions en forme réduite de la fertilité et de l'offre de travail sur les instruments ont une interprétation causale. Une façon simple de vérifier ceci est de comparer les caractéristiques démographiques des femmes ayant des enfants de même sexe avec celles des femmes ayant des enfants de sexe différent. Le tableau 7 montre que ces différences du nombre d'enfants et de l'activité des mères conditionnellement au sexe de leurs deux premiers enfants ne s'expliquent pas par des différences des déterminants individuels de la fécondité et de l'offre de travail. Il n'y a aucune différence d'âge, de niveau d'éducation, de nationalité ou de temporalité des naissances entre les mères conditionnellement au sexe de leurs deux premiers enfants. En plus des variables analysées par Angrist et Evans (1998), nous avons décidé d'introduire également l'âge de la mère à la seconde naissance ainsi qu'une variable dummy égale à un si le deuxième enfant est né après 1994¹¹.

Tandis que les estimateurs de Wald illustrent simplement de quelle manière les instruments permettent d'identifier l'effet des enfants sur l'offre de travail, nous présentons

¹¹ Breton et Prioux (2005) mettent en avant le fait que l'âge à la deuxième naissance, l'intervalle entre la première et la deuxième naissance ainsi que le fait que la deuxième naissance soit intervenue avant ou après 1994 affectent la probabilité d'avoir un troisième enfant. En effet, un intervalle court entre les deux premières naissances et un âge précoce à la deuxième naissance ont souvent une cause commune : le désir d'avoir une descendance nombreuse. En contrôlant pour l'âge à la première et à la deuxième naissance, les deux effets sont pris en compte. Les femmes ayant des enfants très jeunes ont un profil particulier (milieu social, niveau de diplôme, nationalité...). L'inclusion de ces deux variables nous permet donc de contrôler certaines des inobservables corrélées avec la probabilité d'avoir un troisième enfant. En ce qui concerne la date de la deuxième naissance, l'idée est que l'élargissement de l'APE en 1994 aux enfants de rang deux aurait pu avoir des effets positifs sur la fécondité de rang trois (par exemple en éloignant les mères de deux enfants du marché du travail).

dans la suite les estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) et par les doubles moindres carrés (DMC) des modèles de régression reliant les variables d'offre de travail à la fécondité et à d'autres variables explicatives. L'estimation par les doubles moindres carrés permet:

- Tout d'abord d'introduire des variables de contrôle afin de nous donner des estimations plus précises, même si l'instrument n'est pas corrélé aux autres explicatives comme le montre le tableau 7.
- Mais aussi de contrôler pour tout effet particulier du sexe des enfants lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument. Ceci est nécessaire dans la mesure où '*même sexe*' est un terme d'interaction entre le sexe des deux premiers enfants et est donc potentiellement corrélé avec le sexe de l'un des deux. Or comme la probabilité de donner naissance à un garçon est de 0,51 (voir tableau 4), il y a une petite corrélation positive entre '*même sexe*' et le sexe des deux aînés : il est plus probable d'avoir des aînés de même sexe garçons que des aînés de même sexe filles puisque $0,51^2 > 0,49^2$. Cette corrélation est un problème seulement si le sexe des enfants affecte l'offre de travail des mères pour d'autres raisons que la taille de la fratrie. Si tel est le cas, dans les régressions sans contrôle spécifique du sexe, le coefficient de '*même sexe*' est difficilement interprétable : il capte à la fois l'effet de la fécondité sur l'offre de travail ainsi qu'autre chose. De tels effets peuvent par exemple apparaître si le sexe des enfants affecte intrinsèquement l'engagement du père dans la famille qui modifie à son tour l'activité de la mère. Ainsi, ajouter le sexe du premier et du deuxième enfant comme variables explicatives dans les régressions permet de réduire la possibilité de biais de ce type.
- Enfin, l'avantage des doubles moindres carrés est que l'on peut exploiter le fait que '*même sexe*' est une variable d'interaction. Autrement dit, elle peut être décomposée en deux instruments ('*2 garçons*' et '*2 filles*') ce qui conduit à un modèle suridentifié. L'intérêt de cette variante est qu'elle permet de vérifier qu'il n'y a pas de biais provenant de l'effet propre du sexe sur l'offre de travail. Si il y avait un biais, l'effet des ces deux instruments sur l'offre de travail des mères serait différent. Il convient ainsi de tester si les deux instruments '*2 garçons*' et '*2 filles*' donnent les mêmes estimations lorsqu'on les utilise séparément en menant un test de suridentification.

III. Modèle et résultats

Le modèle utilisé est identique à celui de Angrist et Evans (1998)¹². On note s_j le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à un si l'enfant est un garçon, 0 si l'enfant est une fille. L'instrument '*même sexe*' peut alors s'écrire :

$$ms = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$$

Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative endogène '*plus de deux enfants*' x_i ainsi qu'au sexe des deux premiers enfants et aux autres variables explicatives¹³ w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

Dans le modèle juste identifié où '*même sexe*' est l'instrument, l'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' à l'instrument ms_i s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \pi_2 s_{2i} + \gamma (ms_i) + \eta_i$$

La seconde stratégie d'identification utilise les deux composantes de '*même sexe*' comme instrument de '*plus de deux enfants*'. Cette fois, s_{1i} ou s_{2i} doit être retiré de la liste des variables explicatives parce que s_{1i} , s_{2i} , $s_{1i}s_{2i}$ et $(1-s_{1i})(1-s_{2i})$ sont colinéaires. Nous ôtons s_{2i} . Comme nous le montrons par la suite, les résultats ne sont pas sensibles au fait d'enlever s_{1i} et/ou s_{2i} . Nous considérons alors l'équation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' aux instruments s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \gamma_0 (2garcons_i) + \gamma_1 (2filles_i) + \eta_i$$

où $2garcons_i = s_{1i}s_{2i}$ et $2filles_i = (1-s_{1i})(1-s_{2i})$.

Les résultats de première étape reliant la mixité sexuelle de la fratrie à la fécondité sont reportés dans le tableau 8. Ces estimations montrent qu'avoir des enfants de même sexe accroît de 3,3 points la probabilité d'avoir un troisième enfant dans un modèle qui contient d'autres variables explicatives. Pour les femmes en couple, l'estimateur correspondant est de 3,5 points. Les statistiques de student pour ces effets de première étape sont supérieures à 10. Le tableau 8 montre également qu'avoir un garçon n'a pas d'effet intrinsèque sur le fait d'avoir un troisième enfant. L'effet d'avoir un garçon en premier (colonne 3) est totalement expliqué

¹² Selon Heckman et Macurdy (1985), l'utilisation d'un modèle de probabilité linéaire en deux étapes est justifiée lorsque l'on considère des équations simultanées où l'instrument, la variable endogène et la variable dépendante sont dichotomiques. Angrist et Evans (1998) ainsi que Conley (2004) utilise un modèle de ce type pour estimer l'impact de la fécondité sur l'activité féminine.

¹³ Les autres variables explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.

par la différence d'effet d'avoir un garçon en premier ou en deuxième lorsque l'autre enfant est une fille (colonne 2). En outre, lorsque l'on sépare '*même sexe*' en '*2 garçons*' et '*2 filles*', on remarque que les deux variables ont un effet significatif sur la probabilité d'avoir un troisième enfant¹⁴.

Conformément à ce que Bound, Jaeger et Baker (1995) suggèrent, nous avons vérifié que le R^2 et la statistique de Fisher partiels des instruments dans l'équation de première étape (sur l'explicative endogène) sont suffisamment élevés. En pratique, pour que nos estimations par variable instrumentale soient de bonne qualité, il faut vérifier que dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*même sexe*' et dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*2 garçons*' et '*2 filles*', la statistique de Fisher partielle est strictement supérieure à 10. Pour les deux échantillons et les deux instruments considérés, la statistique de Fisher est toujours supérieure à 50. Nos instruments ne sont pas faibles. Autrement dit, l'instrument explique suffisamment bien la variable explicative endogène '*plus de 2 enfants*'.

Les tableaux 9 et 10 présentent respectivement l'effet de la mixité sexuelle sur l'activité et les heures travaillées des mères. Les résultats indiquent qu'avoir deux enfants de même sexe réduit significativement la probabilité de travailler des mères¹⁵. Néanmoins, nous trouvons un effet non significatif du sexe des deux aînés sur le salaire.

On utilise ensuite la mixité sexuelle de la fratrie afin d'estimer l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail. Le tableau 11 reporte les résultats des régressions par les moindres carrés ordinaires et par les doubles moindres carrés en utilisant '*même sexe*' et la paire de dummies '*2 garçons*' et '*2 filles*' comme instruments. Les estimations par les moindres carrés ordinaires suggèrent dans les deux échantillons que la présence d'un troisième enfant réduit la probabilité de travailler de 34 points, les heures travaillées par semaine de plus de 6, alors que l'effet sur le salaire annuel est non significatif. Le premier groupe d'estimations par les doubles moindres carrés utilisent '*même sexe*' comme instrument. Dans l'échantillon complet, les résultats suggèrent qu'avoir un troisième enfant entraîne une diminution significative de l'offre de travail et des heures travaillées mais pas du salaire (contrairement à Angrist et Evans, 1998). Les statistiques de student des doubles moindres carrés sont inférieures à celles des moindres carrés ordinaires pour les deux échantillons ce qui suggère que les moindres carrés ordinaires surestiment l'effet de la fécondité sur l'offre de

¹⁴ Ces deux coefficients ne sont pas comparables. En effet, '*garçon 1^{er}*' correspond à '*garçon-fille*' ou '*2 garçons*'. Ainsi, pour les mères ayant deux aînés garçons, '*garçon 1^{er}*' est égal à 1 et '*2 garçons*' est égal à 1. En revanche, pour les mères ayant deux aînés filles, seul '*2 filles*' est égal à 1. Par conséquent, le coefficient de '*2 filles*' serait comparable avec la somme des coefficients de '*garçon 1^{er}*' et '*2 garçons*'.

¹⁵ Dans la spécification avec '*2 garçons*' et '*2 filles*', les coefficients de ces variables ne sont pas comparables pour la même raison que ci-dessus.

travail des femmes. Les estimations par doubles moindres carrés utilisant le fait d'avoir eu deux filles ou deux garçons comme instruments ne diffèrent pas beaucoup de l'estimation par '*même sexe*' ni ne permet une hausse importante de la précision. Les coefficients et écart-type de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail changent de moins de 9% lorsque l'on considère '*2 filles*' et '*2 garçons*' plutôt que '*même sexe*'. Les statistiques de tests de suridentification associées à l'utilisation conjointe de '*2 filles*' et '*2 garçons*' permettent de tester la différence d'estimation entre les doubles moindres carrés avec '*2 garçons*' seulement et les estimations avec '*2 filles*' seulement. Les p-values de ces tests sont reportées dans le tableau 11. Elles suggèrent qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux instruments. Les doubles moindres carrés utilisant '*2 filles*' et ceux utilisant '*2 garçons*' sont très proches. Nous trouvons également que les résultats sont insensibles au retrait de s_{1i} et s_{2i} des estimations par les doubles moindres carrés. Comme '*même sexe*' est un terme d'interaction, les estimations par doubles moindres carrés ont été réalisées en contrôlant pour les effets spécifiques de s_{1i} et s_{2i} . Cette spécification a été motivée par une préoccupation sur la validité de l'instrument et la possibilité d'un biais dû à des variables omises. Il est utile de savoir si le contrôle de ces variables a un effet parce que si tel est le cas, l'identification choisie revient à distinguer les effets additifs et l'effet du terme d'interaction. D'après les résultats, les estimations par les doubles moindres carrés ne varient pas lorsque l'on contrôle ou non pour le sexe de chaque enfant. En effet, lorsque l'on enlève s_{1i} et s_{2i} des régresseurs, les coefficients et écart-type de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail changent de moins de 1% (sauf pour le salaire). Il n'y a donc pas d'effet intrinsèque du sexe.

Nous nous sommes ensuite interrogés sur la robustesse des résultats. Parce que la mixité sexuelle de la fratrie est essentiellement aléatoire, les résultats du tableau 11 ne sont pas modifiés lorsque l'on change les autres explicatives. Par exemple, lorsque nous ajoutons des termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, des termes quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance, les estimations par doubles moindres carrés du coefficient de '*plus de 2 enfants*' avec l'instrument '*même sexe*' donnent les résultats suivants pour les femmes en couple: l'offre de travail est réduite de - 0,452 (0,101); les heures travaillées par semaines de - 14,807 (5,175). Par rapport aux résultats du tableau 11, les coefficients estimés pour l'offre de travail et les heures travaillées se situent respectivement dans un intervalle de 3,5% et 6% et sont donc très proches.

Bound et Jaeger (1996) ont critiqué l'utilisation comme instrument du trimestre de naissance par Angrist et Krueger (1991) pour estimer les rendements de l'éducation. Afin de

justifier de l'utilisation de leur instrument, Angrist et Krueger (1991) conduisent une régression par les moindres carrés ordinaires du revenu sur l'éducation (explicative endogène) et sur le trimestre de naissance (instrument). Ils trouvent que l'effet du trimestre naissance sur le revenu est non significatif (alors que si on enlève l'éducation, l'effet est significatif). Ils en concluent que tout l'impact du trimestre de naissance sur le revenu passe bien par l'éducation. Bound et Jaeger (1996) expliquent que cela ne montrerait que le trimestre de naissance est un instrument valable dans les équations de salaire seulement si l'éducation est exogène. En effet, si les aptitudes individuelles sont corrélées au trimestre de naissance et à l'éducation, il se peut que le coefficient du trimestre de naissance soit non significatif, mais la régression par variable instrumentale sera biaisée à cause de variables omises corrélées avec les deux variables considérées : dans la régression de première étape, le trimestre de naissance étant corrélé avec des inobservables, il n'est pas orthogonal à l'erreur de cette régression. Ainsi cette méthode ne garanti pas l'exogénéité des variables instrumentales. Néanmoins, elle permet de vérifier que l'impact de la variable instrumentale sur la variable dépendante ne passe pas par une autre variable que la variable explicative endogène, qui serait non corrélée avec cette dernière. De plus, si on suppose que l'instrument n'est pas corrélé avec l'erreur¹⁶, c'est-à-dire avec des inobservables qui affectent l'explicative endogène, elle permet de voir si la variable instrumentale affecte la variable dépendante autrement que par son impact sur l'explicative endogène. Dans notre cadre, il s'agit de vérifier que le sexe des deux premiers enfants n'affecte l'activité des mères que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant. Rosenzweig et Wolpin (2000) mettent en avant le fait que la corrélation entre '*même sexe*' et l'activité des mères pourrait provenir du fait qu'avoir deux enfants de même sexe plutôt que de sexe différent réduit les dépenses de consommation et d'éducation. Lorsque l'on régresse les variables d'offre de travail sur la probabilité d'avoir un troisième enfant et '*même sexe*', l'effet de '*même sexe*' sur l'offre de travail est non significatif. Cette première vérification est confortée par le fait que, comme Conley (2004), nous avons examiné si la composition sexuelle des fratries strictement supérieure à deux affecte la participation des mères. Si l'effet de '*même sexe*' sur l'activité provient de rendements d'échelles, cet effet devrait également apparaître lorsque l'on restreint l'échantillon aux familles de trois enfants et plus. Or dans ces familles, les mères de trois enfants de même sexe ne travaillent pas moins que les autres mères. On peut donc être assez confiant sur le fait que la composition sexuelle n'affecte pas la participation des mères à cause de rendements d'échelle.

¹⁶ Ceci revient à supposer que l'influence de l'instrument sur l'explicative endogène est directe.

Dans la mesure où l'échantillon est restreint à des femmes relativement jeunes ayant deux enfants ou plus, ces résultats ne sont pas forcément généralisables. Néanmoins, ils présentent un intérêt car dans les années 1990, la proportion de femmes ayant trois enfants a diminué de manière importante. De plus, comme nous l'avons vu précédemment, c'est avant 35 ans que se prenait principalement la décision du deuxième enfant dans les années 1990.

IV. Avoir des jumeaux en deuxième naissance

Le tableau 12 reporte les résultats de l'effet d'avoir des jumeaux en deuxième position sur l'offre de travail des mères. Une seconde naissance gémellaire est intuitivement identique à l'utilisation de '*même sexe*' comme instrument puisqu'il permet de mesurer les effets d'un passage exogène de deux à trois enfants. En forçant le passage à une famille de trois enfants, les naissances gémellaires en deuxième position, sont associées à une participation sur le marché du travail moins grande des mères. Ainsi, l'activité des mères de jumeaux de rang deux est inférieure de 12 points à celle des autres mères d'au moins deux enfants.

Mais on pourrait arguer le fait que cet effet négatif d'une naissance gémellaire sur l'activité des mères est lié intrinsèquement à la naissance gémellaire et non au fait d'avoir un troisième enfant. Nous avons donc vérifié que parmi les femmes ayant trois enfants, celles qui ont eu des jumeaux ne travaillent pas moins que les autres mères de trois enfants. A nombre d'enfants donné, les mères de jumeaux travaillent même plus. Certaines caractéristiques individuelles spécifiques des mères qui choisissent d'avoir trois enfants expliquent sans doute cette différence. En tous cas, il semble bien que le choc provoqué par l'arrivée inattendue d'un troisième enfant soit à l'origine du faible taux d'activité des mères de jumeaux, plus que l'effet d'avoir des jumeaux en tant que tel¹⁷.

Enfin, nous avons comparé les taux d'activité des mères de jumeaux de rang un avec celui des taux d'activité des mères de jumeaux de rang deux. Ceci permet d'annihiler l'effet jumeau et d'avoir une mesure précise de l'effet du troisième enfant. Les mères de jumeaux de rang deux travaillent significativement moins que les mères de jumeaux de rang un (la différence de taux d'activité étant de 12,5 points pour l'échantillon complet et 13,5 points pour les femmes en couple). Les résultats trouvés sont très proches de ceux du tableau 12 où

¹⁷ Afin de conforter cette idée, nous avons conduit le même exercice sur les naissances gémellaires de rang un. On trouve ainsi que les mères de jumeaux de rang 1 travaillent significativement moins que les autres mères d'au moins un enfant. Par contre parmi les mères d'au moins deux enfants, les taux d'activité des mères de jumeaux de rang un et des autres sont identiques. Encore une fois, le fait d'avoir des jumeaux ne semble avoir un effet sur l'activité des mères uniquement par le choc de fécondité qu'il provoque.

l'on compare le taux d'activité des mères de jumeaux de rang deux avec toutes les mères d'au moins deux enfants.

Lorsque l'on utilise '*jumeaux-2*' comme instrument, les estimations de Wald donnent des résultats qualitativement identiques (tableau 6). Avoir des jumeaux de rang deux accroît la probabilité d'avoir plus de deux enfants de 69 points et le nombre d'enfants de 0,78. Elles ont également une probabilité plus faible d'exercer une activité professionnelle et travaillent moins d'heures par semaine. Les estimateurs de Wald générés avec cette variable instrumentale sont tous inférieurs à ceux résultant de l'utilisation de '*même sexe*' mais l'effet de la fécondité sur l'offre de travail reste significativement négatif.

De façon identique au tableau 7, nous avons vérifié que ces différences de nombre d'enfants et d'activité des mères conditionnellement à '*jumeaux-2*' ne s'expliquent pas par des différences des déterminants individuels de la fécondité et de l'offre de travail. Il n'y a aucune différence d'âge suivant que les mères ont eu ou non des jumeaux de rang deux. En revanche, il existe des différences significatives du point de vue de la temporalité des naissances, de la nationalité et de l'âge de fin d'études. On trouve qu'avoir des jumeaux est plus probable pour des femmes ayant leur premier et leur second enfant plus tard, ayant la nationalité française, et ayant terminé leurs études plus tard. Ce résultat reflète probablement le résultat standard selon lequel les femmes plus âgées ont une probabilité plus grande d'avoir des jumeaux (les femmes qui commencent plus tard auront proportionnellement plus de grossesses tardives). Toutefois, ces différences ne remettent pas en cause l'influence de '*jumeaux-2*' en tant que choc de fécondité sur la fécondité et l'offre de travail. Puisque l'âge, la nationalité française et l'âge de fin d'études sont corrélés positivement avec l'activité, les résultats montrent qu'alors que ces femmes ont a priori une probabilité plus grande de travailler que les autres, lorsqu'elles ont des jumeaux elles travaillent moins que les autres. Nous vérifierons dans les régressions qu'ajouter ces déterminants individuels ne fait qu'accroître l'effet négatif de '*jumeaux-2*' sur l'activité.

La stratégie d'identification utilisant '*jumeaux-2*' comme instrument permet de conforter les résultats de la section précédente. Le modèle de régressions correspondant est plus simple dans la mesure où '*jumeaux-2*' n'est pas une variable d'interaction mais simplement une variable dummy, égale à un si la deuxième naissance de la mère était gémellaire, zéro sinon. Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative

endogène '*plus de deux enfants*' x_i ainsi qu'aux autres variables explicatives¹⁸ w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha_0 w_i + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' à l'instrument s'écrit :

$$x_i = \pi_0 w_i + \gamma (jumeaux2_i) + \eta_i$$

Nous trouvons qu'avoir des jumeaux en deuxième naissance accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant et réduit la probabilité de travailler de la mère ainsi que ses heures hebdomadaires de travail, mais n'a aucun effet sur son salaire. Ajouter des variables explicatives conduit à un effet plus important (non significatif) de '*jumeaux-2*' sur la probabilité d'activité. Le tableau 13 reporte les résultats des régressions par les moindres carrés ordinaires et par les doubles moindres carrés en utilisant '*jumeaux-2*' comme instrument pour mesurer l'effet d'avoir plus de deux enfants sur les variables d'offre de travail. Bien que les résultats soient moins forts qu'avec le sexe des deux premiers enfants, on retrouve les mêmes effets : avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler d'environ 20 points et les heures travaillées de presque 4 heures par semaines. Les résultats du tableau 13 ne sont pas modifiés lorsque l'on ajoute d'autres explicatives¹⁹ : dans ce cas, les coefficients et écarts-types varient de moins de 4% pour les moindres carrés ordinaires et 2% pour les doubles moindres carrés.

Le tableau 14 synthétise les résultats des estimations par les doubles moindres carrés suivant que l'on utilise '*même sexe*' ou '*jumeaux-2*' comme variable instrumentale pour identifier l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail (tableaux 17 et 24). Quelque soit la variable d'offre de travail considérée, l'effet identifié par '*même sexe*' est toujours supérieur à celui identifié par '*jumeaux-2*'. Quelque soit l'instrument, le troisième enfant a toujours un effet significativement négatif sur la probabilité de travailler et les heures travaillées, mais un effet non significatif sur le salaire.

Le tableau 15 produit les résultats lorsque les deux instruments sont utilisés simultanément. Ces résultats sont cohérents avec les résultats produits lorsque les deux instruments sont utilisés séparément : avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler de la mère (environ 20 points) ainsi que ses heures de travail (environ 4 heures) mais n'a aucun effet sur son salaire. Les statistiques de Fisher de première étape

¹⁸ Les autres variables explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.

¹⁹ On ajoute des termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance.

nous assure que notre couple d'instruments n'est pas faible et produit donc des résultats robustes et le test de suridentification atteste du fait qu'il n'y a aucune différence significative entre les deux instruments.

V. Diplômées / moins diplômées

Nous avons également réalisé le même type d'exercice en distinguant les diplômées des moins diplômées. Nous reportons dans le tableau 16 les estimations par les moindres carrés ordinaires et les doubles moindres carrés de l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur l'offre de travail des mères conditionnellement à leur niveau d'études.

Afin de tenir compte du niveau d'études, nous avons créé une variable d'interaction entre '*même sexe*' et une dummy qui indique si le dernier diplôme obtenu par la mère est strictement supérieur au bac ; ou inférieur. Par conséquent, les femmes que nous appelons diplômées ont plus que le bac (elles représentent 15% de notre échantillon total et 16% des femmes en couple), et les moins diplômées ont un niveau d'études inférieur ou égal au bac. La première colonne de chaque échantillon donne la proportion de femmes actives dans chaque catégorie ainsi que le nombre moyen d'heures effectuées par semaines pour celles qui travaillent : on constate que la proportion de mères diplômées actives est plus importante que celle des mères moins diplômées ; en revanche, lorsqu'elles sont actives, les mères moins diplômées travaillent en moyenne un plus grand nombre d'heures par semaine. Les résultats de première étape entre '*plus de 2 enfants*' et la variable d'interaction décrite plus haut font apparaître une relation significative entre '*même sexe*' et la fécondité uniquement pour les moins diplômées. Par conséquent, l'instrument '*même sexe*' ne permet pas d'identifier l'effet du troisième enfant sur l'activité des mères diplômées : cela ne veut pas dire qu'il n'y a pas d'effet mais simplement que si il existe l'instrument ne le révèle pas. Le test de Fisher nous conduit à rejeter l'égalité des coefficients : avoir des enfants de même sexe n'a pas le même effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant des diplômées et des non diplômées. L'effet de '*même sexe*' sur les variables d'offre de travail est également différencié en fonction du diplôme. Pour une femme moins diplômée, avoir des enfants de même sexe a un effet significativement négatif sur sa probabilité d'activité et sur ses heures de travail. En revanche, pour une femme diplômée, le sexe des deux aînés n'a pas d'effet significatif sur les heures travaillées et a un effet positif sur la probabilité d'activité. L'estimation par variable instrumentale confirme ces effets. Il semble ainsi que les mères de famille moins diplômées

s'adaptent lorsqu'elles ont un troisième enfant : elles réduisent leurs heures travaillées ou cessent leur activité professionnelle au moins temporairement.

Afin d'étudier l'effet du troisième enfant sur l'activité des plus diplômées et conforter nos résultats pour les mères moins diplômées, nous avons conduit le même exercice en utilisant la variable instrumentale '*jumeaux-2*'. Les résultats sont reportés dans le tableau 17. Pour les diplômées, l'effet du troisième enfant sur les variables d'activité est non significatif. Pour les mères moins diplômées, on retrouve les résultats précédents : avoir un troisième enfant affecte significativement la probabilité d'activité ainsi que les heures travaillées.

Ces résultats coïncident avec les observations faites par d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation particulièrement pesantes pour les femmes non diplômées qui peuvent être amenées à se retirer du marché du travail pour élever leurs enfants dans la mesure où pour elles le congé parental rémunéré est financièrement plus incitatif que pour les autres. Avec un niveau de qualification plus faible et des arrêts d'activité plus fréquents, leurs perspectives de retour à l'emploi sont plus faibles. Par conséquent, de tels dispositifs peuvent installer les femmes dans des situations de sous emploi qu'elles vivent mal. On retrouve ici le dilemme des « vingt ans » mis en évidence dans le rapport du Conseil d'analyse économique (1999) sur l'égalité entre hommes et femmes. Selon ce rapport, entre vingt et trente ans, les femmes sont confrontés à un cruel dilemme : comment articuler vie familiale et vie professionnelle. Se dessinent alors deux profils de femmes : celles qui retardent les maternités afin de mener à bien leur projet professionnel, et celles qui privilégient la famille et font des enfants relativement jeunes. Notre échantillon de femmes ayant eu au moins deux enfants avant 35 ans font en majorité partie de la seconde situation, soit de maternités relativement précoces. On peut penser que les femmes qualifiées qui ont eu des enfants relativement jeunes ont mieux réussi à combiner vie familiale et vie professionnelle, notamment en adaptant leurs horaires de travail, ce qui explique qu'avoir un troisième enfant impacte moins négativement leur activité. En revanche pour les non diplômées, le congé parental rémunéré peut avoir servi de bouée de sauvetage à une insertion professionnelle difficile. Au lieu d'aider ces femmes à s'insérer convenablement sur le marché du travail, ce type de mesure les aide à s'en exclure définitivement. Le rapport du Conseil d'analyse économique insiste en particulier sur l'effet de l'extension de l'Allocation parentale d'éducation aux parents de deux enfants en 1994. Le taux d'activité des mères de deux enfants dont un de moins de trois ans a chuté de 15 points dès 1995 (de 70% à 55%) et s'est ensuite stabilisé. Cette mesure a été particulièrement utilisée par les mères peu qualifiées ou ayant connu fréquemment le chômage et qui ne bénéficient pas de modes de garde satisfaisants. Nous étudions dans la troisième partie de quelle manière

le congé parental rémunéré peut altérer l'impact négatif du troisième enfant sur l'activité des mères et rendre plus difficile la conciliation entre vie familiale et professionnelle.

Enfin, le tableau 18 expose les résultats pour les pères d'au moins deux enfants. Les résultats concordent avec le fait que ce sont plutôt les mères qui doivent affronter simultanément responsabilités familiales et professionnelles. En effet, alors que comme pour les mères, avoir des aînés de même sexe a un effet significativement positif sur la probabilité de faire un troisième enfant, avoir un troisième enfant n'entraîne ni une réduction de la probabilité de travailler ou des heures travaillées, ni une variation du salaire. Ce résultat conforte la qualité de notre instrument pour identifier l'effet du troisième enfant sur les variables d'activité.

VI. Conclusion

L'impact de la fécondité sur l'offre de travail est difficilement mesurable du fait de l'endogénéité des décisions de fécondité. Alors qu'un nombre important d'études a mis en évidence la corrélation négative entre nombre d'enfants et activité professionnelle des mères, très peu ont réellement démontré qu'avoir plus d'enfants réduisait significativement la participation des mères au marché du travail. En utilisant une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité, nous montrons qu'avoir plus de deux enfants entraîne une diminution significative de la probabilité d'activité des mères et du nombre d'heures travaillées par semaine. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on utilise le fait d'avoir eu des jumeaux en deuxième naissance comme choc exogène de fécondité. Enfin, nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants affecte en particulier l'offre de travail des mères ayant au maximum le baccalauréat mais n'a aucun effet sur l'offre de travail des pères.

Ainsi l'effet du troisième enfant sur l'activité des mères, net de l'influence des caractéristiques individuelles observables et inobservables, est significativement négatif. Il paraît alors fondamental de s'interroger sur les raisons de cet effet. Cet effet qui diffère selon les lieux (Angrist et Evans, 1998, Chun et Oh, 2002) et semble diminuer dans le temps (Foley et York, 2005) pourrait provenir des différences culturelles ou des politiques publiques et privées, qui en favorisant la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle pourraient réduire l'effet négatif d'une troisième naissance sur l'offre de travail des mères.

Bibliographie

Angrist J. D., Evans W. N. (1998) “Children and Their Parents’ Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size”, *American Economic Review*

Angrist J. D., Krueger A. B. (1991) “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics*

Beaumel C., Richet-Mastain L., Vatan M. (2007) « La situation démographique en 2005 - mouvement de la population », *INSEE Résultats*

Bound J., Jaeger D. A., Baker R. M. (1995) “Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak”, *Journal of the American Statistical Association*

Bound J., Jaeger D. A. (1996) “On the Validity of Season of birth as an instrument in Wage equations: a Comment on Angrist and Krueger’s “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *NBER Working Paper n°5835*

Breton D., Prioux F. (2005) « Deux ou trois enfants? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques », *Population*

Chun H., Oh J. (2002) “An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labour Force Participation of Married Women”, *Applied Economics Letters*

Conley D. (2004) “The ‘True’ Effect of Sibship Size and Birth Order? Instrumental Variable Estimates From Exogenous Variation in Fertility”, *Eastern Sociological Society Annual Meeting, New York*

Foley M. C., York G. A. (2005) « The Effect of Children on Female Labour Supply in the United States From 1950 to 2000 », *Mimeo*

Heckman J. J., Macurdy T. E. (1985) « A simultaneous equations linear probability model », *The Canadian Journal of Economics*

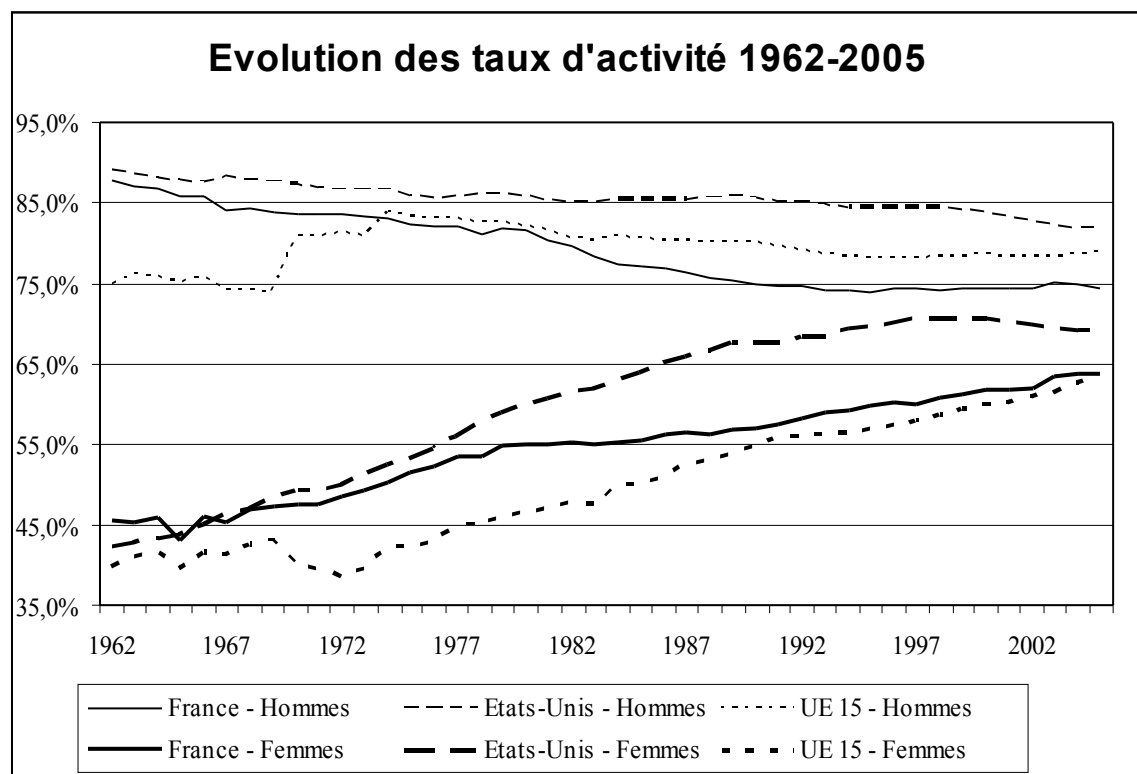
Majnoni d'Intignano B. (1999) « Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques », *Conseil d'Analyse économique, rapport n°15*

Méda D. Simon M. O. Wierink M. (2003) « Pourquoi certaines femmes s'arrêtent-elles de travailler à la naissance d'un enfant ? », *Premières Synthèses*, DARES

Pailhé A. et Solaz A. (2006) « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Population et Société*, INED

Rosenzweig M. R., Wolpin K. I. (2000) "Natural "Natural Experiments" in Economics", *Journal of Economic Literature*

Graphique 1



Source : OCDE

Champ : 15-64 ans

Le taux d'activité a été calculé en faisant le rapport de la population active concernée sur la population totale concernée. Par exemple, le taux d'emploi des femmes françaises de 15-64 ans = nombre de femmes françaises de 15-64 ans actives / nombre de femmes françaises âgées de 15-64 ans.

Tableau 1 : Taux de féminisation entre 1806 et 2005

Année	Proportion de femmes dans la population active (en %)
1806	34,3
1821	34,3
1831	34,2
1845	34,1
1851	34,0
1865	34,3
1881	34,8
1895	35,2
1911	35,9
1921	36,1
1931	34,3
1935	34,1
1945	35,7
1961	33,9
1973	37,0
1979	39,7
1988	42,5
1994	44,6
2000	45,5
2005	46,4

Source: jusqu'en 1988 O. Marchand et C Thélot, Deux siècles de travail en France, insee Etudes; en 1994, 2000 et 2005, données insee de la population active.

Tableau 2 : Taux d'activité par tranche d'âge en 2005 (en %)

Taux d'activité par tranche d'âge en 2005 (en %)			
	Hommes	Femmes	Différence
15-24 ans	37,3	29,9	7,4
25-49 ans	94,4	81,1	13,3
50 ans et plus	63,6	54,6	9,0
Ensemble	74,5	63,8	10,7
Note : taux d'activité en moyenne annuelle.			
Source : enquêtes emploi 2005, Insee.			
Champ : personnes de 15 à 64 ans.			

Tableau 3 : Activité, emploi et chômage selon la situation familiale et le nombre d'enfants en 2005 (en %)

	Taux d'activité		à temps complet		à temps partiel		au chômage	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
En couple	75,7	91,4	46,3	82,8	22,8	3,3	6,6	5,3
Sans enfant	74,4	84,2	51,4	74,2	16,5	4,3	6,5	5,7
1 enfant de moins de 3 ans	80,2	96,5	54,1	86,6	16,1	2,7	10,0	7,1
2 enfants dont au moins 1 de moins de 3 ans	59,8	96,3	29,9	86,7	25,6	3,8	4,4	5,9
3 enfants ou plus dont au moins 1 de moins de 3 ans	37,1	96,4	15,9	84,7	17,0	2,7	4,2	8,9
1 enfant âgé de 3 ans ou plus	81,1	91,2	51,5	83,4	23,1	3,3	6,4	4,6
2 enfants âgés de 3 ans ou plus	83,9	95,9	47,9	89,8	29,7	2,1	6,2	3,9
3 enfants ou plus âgés de 3 ans ou plus	68,2	94,8	30,6	85,1	29,3	3,7	8,3	6,0
Non en couple	79,5	82,8	53,9	67,5	15,0	5,1	10,6	10,1
Sans enfant	77,6	82,4	55,6	66,9	13,4	5,2	8,6	10,3
1 enfant ou plus	82,1	86,3	51,6	74,7	17,1	4,0	13,3	7,6
Ensemble	76,5	89,8	47,9	79,9	21,1	3,7	7,5	6,2

Source : Insee, enquêtes emploi.

Champ : France métropolitaine, personnes de référence et éventuel conjoint de 15 à 59 ans.

Tableau 4 : Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant deux enfants ou plus

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	Femmes en couple
Nombre d'enfants	2,43 (0,74)	2,43 (0,74)
Femmes ayant plus de 2 enfants (1)	0,320 (0,466)	0,321 (0,467)
Proportion de femmes dont 1er enfant = garçon	0,512 (0,500)	0,512 (0,500)
Proportion de femmes dont 2ème enfant = garçon	0,510 (0,500)	0,510 (0,500)
Proportion où les 2 1ers sont des garçons	0,263 (0,440)	0,262 (0,440)
Proportion où les 2 1ers sont des filles	0,241 (0,428)	0,240 (0,427)
Même sexe (2)	0,504 (0,500)	0,502 (0,500)
Jumeaux en 2ème position	0,010 (0,099)	0,010 (0,099)
Age	31,4 (3,0)	31,4 (3,0)
Age à la 1ère naissance	22,7 (3,4)	22,9 (3,4)
Femmes qui travaillent (1)	0,619 (0,486)	0,608 (0,488)
Femmes qui travaillent à temps partiel (1)	0,394 (0,489)	0,399 (0,490)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	27,7 (16,7)	27,5 (16,8)
Salaire	6423 (12255)	6432 (11968)
Nombre d'observations	69386	64108

(1) : ce sont des proportions.
(2) : proportions de femmes ayant 2 1ers enfants de même sexe (respectivement de sexe différent)
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Tableau 5 : Fécondité et offre de travail en fonction du sexe des deux 1ers enfants

Sexe des deux 1ers enfants dans les familles ayant deux enfants ou plus									
			2 garçons	2 filles	1 garçon, 1 fille	1 fille, 1 garçon	Même sexe (1)	Sexe différent (2)	Différence (6) (1)-(2)
1990-2002	Toutes	Proportion ⁽³⁾	0,263	0,241	0,249	0,247	0,504	0,496	-
		3ème enfant ⁽⁴⁾	0,337 (0,004)	0,341 (0,004)	0,296 (0,004)	0,305 (0,004)	0,339 (0,003)	0,301 (0,003)	0,038 (0,004)
		Travaillant ⁽⁵⁾	0,608 (0,004)	0,612 (0,004)	0,636 (0,004)	0,620 (0,004)	0,610 (0,003)	0,628 (0,003)	-0,018 (0,004)
	En couple	Proportion ⁽³⁾	0,262	0,240	0,250	0,248	0,503	0,497	-
		3ème enfant ⁽⁴⁾	0,339 (0,004)	0,341 (0,004)	0,297 (0,004)	0,304 (0,004)	0,340 (0,003)	0,301 (0,003)	0,040 (0,004)
		Travaillant ⁽⁵⁾	0,596 (0,004)	0,602 (0,004)	0,625 (0,004)	0,610 (0,004)	0,599 (0,003)	0,617 (0,003)	-0,018 (0,004)
(3): proportion de femmes dans l'échantillon total (ayant eu 2 garçons...)									
(4): proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (qui avaient 2 garçons...)									
(5): proportion de femmes qui travaillent (qui avaient 2 garçons...)									
(6): différence en terme de fécondité et d'offre de travail suivant le sexe des deux 1ers enfants									
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.									
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.									
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.									

Tableau 6 : Estimations de Wald

Instrument ‘même sexe’

Variables	<i>Toutes</i>			<i>En couple</i>		
	Différence moyenne	Estimations de Wald avec		Différence moyenne	Estimations de Wald avec	
		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>
<i>Plus de 2 enfants</i>	0,038 (0,004)	-	-	0,040 (0,004)	-	-
<i>Nombre d'enfants</i>	0,056 (0,006)	-	-	0,060 (0,006)	-	-
<i>Offre de travail</i>	-0,018 (0,004)	-0,475 (0,095)	-0,320 (0,064)	-0,018 (0,004)	-0,461 (0,094)	-0,306 (0,063)
<i>Heures / semaine</i>	-0,562 (0,178)	-16,302 (5,361)	-13,147 (4,350)	-0,587 (0,185)	-16,058 (5,259)	-12,802 (4,213)
<i>Travail à temps partiel</i>	0,005 (0,005)	0,151 (0,150)	0,122 (0,121)	0,004 (0,005)	0,098 (0,148)	0,078 (0,118)
<i>Salaire</i>	150,4 (137,0)	4526,6 (4182,0)	3601,0 (3328,5)	107,8 (139,0)	3110,8 (4043,8)	2440,5 (3172,3)
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee. Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.						

Instrument ‘Jumeaux-2’

Variables	<i>Toutes les femmes</i>			<i>Femmes en couple</i>		
	Différence moyenne	Estimations de Wald avec		Différence moyenne	Estimations de Wald avec	
		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>		<i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Nombre d'enfants</i>
<i>Plus de 2 enfants</i>	0,687 (0,002)	-	-	0,686 (0,002)	-	-
<i>Nombre d'enfants</i>	0,777 (0,022)	-	-	0,763 (0,022)	-	-
<i>Offre de travail</i>	-0,116 (0,019)	-0,168 (0,026)	-0,149 (0,023)	-0,125 (0,020)	-0,182 (0,027)	-0,164 (0,024)
<i>Heures / semaine</i>	-3,295 (1,140)	-4,075 (1,233)	-3,801 (1,152)	-3,497 (1,215)	-4,319 (1,298)	-4,211 (1,269)
<i>Travail à temps partiel</i>	0,001 (0,029)	0,001 (0,036)	0,001 (0,034)	-0,007 (0,031)	-0,008 (0,038)	-0,008 (0,037)
<i>Salaire</i>	93,8 (224,3)	115,3 (964,0)	105,9 (885,5)	168,9 (240,8)	207,1 (993,6)	199,7 (958,1)
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee. Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.						

Tableau 7 : Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés

Var.			Age	Age à la 1ère naissance	Age à la 2ème naissance	2ème naissance après 94	Nat. française	Age de fin d'études	Diplôme	Nombre d'enfants	3ème enfant
1990-2002	Toutes	MS	31,3964	22,7556	26,0293	0,2657	0,9106	18,0838	0,1545	2,4543	0,3387
			(0,0160)	(0,0181)	(0,0188)	(0,0024)	(0,0015)	(0,0258)	(0,0019)	(0,0041)	(0,0025)
		DS	31,4008	22,7264	26,0816	0,2637	0,9142	18,0722	0,1532	2,3982	0,3009
			(0,0161)	(0,0182)	(0,0188)	(0,0024)	(0,0015)	(0,0262)	(0,0019)	(0,0038)	(0,0025)
		Diff	-0,0044	0,0291	-0,0523	0,0020	-0,0036	0,0116	0,0013	0,0561	0,0378
			(0,0227)	(0,0257)	(0,0266)	(0,0033)	(0,0021)	(0,0368)	(0,0027)	(0,0056)	(0,0035)
	En couple	MS	31,4189	22,8752	26,1332	0,2698	0,9102	18,1421	0,1612	2,4563	0,3402
			(0,0165)	(0,0188)	(0,0196)	(0,0025)	(0,0016)	(0,0270)	(0,0020)	(0,0043)	(0,0026)
		DS	31,4171	22,8338	26,1766	0,2662	0,9134	18,1170	0,1593	2,3968	0,3007
			(0,0166)	(0,0190)	(0,0195)	(0,0025)	(0,0016)	(0,0269)	(0,0020)	(0,0040)	(0,0026)
		Diff	0,0017	0,0414	-0,0434	0,0036	-0,0032	0,0265	0,0019	0,0595	0,0395
			(0,0234)	(0,0267)	(0,0276)	(0,0035)	(0,0022)	(0,0381)	(0,0029)	(0,0058)	(0,0037)

Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 8 : Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux 1ers enfants sur 'plus de 2 enfants'

<i>Variables explicatives</i>	Toutes les femmes			Femmes en couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,008 (0,003)	-0,013 (0,004)	-	-0,007 (0,003)	-0,012 (0,004)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,005 (0,003)	-	-	0,005 (0,003)	-
<i>Même Sexe</i>	0,038 (0,004)	0,033 (0,003)	-	0,040 (0,004)	0,035 (0,003)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	0,039 (0,004)	-	-	0,040 (0,004)
<i>2 filles</i>	-	-	0,028 (0,004)	-	-	0,030 (0,005)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	69386	69386	69386	64108	64108	64108
<i>R²</i>	0,0016	0,2613	0,2613	0,0018	0,2696	0,2696

Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.

La variable *Garçon 2ème* est exclue des colonnes (3) et (6) sinon variables linéairement dépendantes.

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 9 : Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux 1ers enfants sur l'activité

<i>Variables explicatives</i>	Toutes les femmes			Femmes en couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	0,006 (0,004)	0,016 (0,005)	-	0,005 (0,004)	0,016 (0,005)
<i>Garçon 2ème</i>	-	-0,010 (0,004)	-	-	-0,011 (0,004)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,018 (0,004)	-0,016 (0,004)	-	-0,018 (0,004)	-0,016 (0,004)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,026 (0,005)	-	-	-0,027 (0,005)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,005 (0,005)	-	-	-0,005 (0,005)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	69386	69386	69386	64108	64108	64108
<i>R²</i>	0,0003	0,0864	0,0864	0,0003	0,0916	0,0916

Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.

La variable *Garçon 2ème* est exclue des colonnes (3) et (6) sinon variables linéairement dépendantes.

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 10 : Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux premiers enfants sur les heures travaillées

<i>Variables explicatives</i>	Toutes les femmes			Femmes en couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,158 (0,177)	-0,379 (0,249)	-	-0,250 (0,184)	-0,456 (0,259)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,221 (0,177)	-	-	0,208 (0,184)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,562 (0,178)	-0,507 (0,176)	-	-0,587 (0,185)	-0,509 (0,184)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,286 (0,246)	-	-	-0,300 (0,256)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,728 (0,253)	-	-	-0,717 (0,263)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	69386	69386	69386	64108	64108	64108
<i>R²</i>	0,0003	0,0181	0,0181	0,0003	0,0192	0,0192
<i>Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.</i>						
<i>Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.</i>						
Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.						
La variable <i>Garçon 2ème</i> est exclue des colonnes (3) et (6) sinon variables linéairement dépendantes.						
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.						

Tableau 11 : Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Toutes les femmes			Femmes en couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>
Variable dépendante:						
<i>Offre de travail</i>	-0,342	-0,472	-0,514	-0,340	-0,445	-0,486
<i>Test de suridentification</i>	(0,004)	(0,103)	(0,101)	(0,004)	(0,100)	(0,099)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	1,27 (0,28)	-	-	1,62 (0,20)
<i>Heures par semaine</i>	-6,226	-15,327	-14,747	-6,381	-14,092	-13,350
<i>Test de suridentification</i>	(0,244)	(5,386)	(5,357)	(0,256)	(5,116)	(5,074)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	0,65 (0,52)	-	-	0,54 (0,59)
<i>Salaire</i>	-324,2	3510,8	3396,9	-247,2	1644,7	1738,3
<i>Test de suridentification</i>	(191,9)	(4457,6)	(4395,0)	(195,8)	(4145,4)	(4069,4)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	0,01 (0,99)	-	-	0,00 (0,99)
<i>N</i>	69386	69386	69386	64108	64108	64108
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.						
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.						
Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme et le sexe du premier et du deuxième enfant						
La variable <i>Garçon 2ème</i> est exclue des colonnes (3) et (6) sinon variables linéairement dépendantes.						
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.						

Tableau 12 : Effet d'avoir des jumeaux de rang deux sur la fécondité et l'offre de travail parmi les mères d'au moins deux enfants

Gemellité du 2ème et du 3ème enfant			Jumeaux	Non jumeaux	Différence (6) (1)-(2)
1990-2002	Toutes	Proportion ⁽³⁾	0,010	0,990	-
		3ème enfant ⁽⁴⁾	1,000 (0,000)	0,313 (0,002)	0,687 (0,002)
		Travaillant ⁽⁵⁾	0,504 (0,019)	0,620 (0,002)	-0,116 (0,019)
	En couple	Proportion ⁽³⁾	0,010	0,990	-
		3ème enfant ⁽⁴⁾	1,000 (0,000)	0,314 (0,002)	0,686 (0,002)
		Travaillant ⁽⁵⁾	0,484 (0,020)	0,609 (0,002)	-0,125 (0,020)

(3): proportion de femmes dans l'échantillon total (ayant eu des jumeaux en 2ème naissance...)
(4): proportion de femmes ayant eu 1 3ème enfant (qui avaient des jumeaux en 2ème naissance...)
(5): proportion de femmes qui travaillent (qui avaient des jumeaux en 2ème naissance...)
(6): différence en terme de fécondité et d'offre de travail suivant que la femme a eu ou non des jumeaux en 2ème naissance
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Tableau 13 : Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Toutes les femmes		Femmes en couple	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:				
<i>Offre de travail</i>	-0,342 (0,004)	-0,182 (0,023)	-0,340 (0,004)	-0,199 (0,024)
<i>Heures par semaine</i>	-6,226 (0,244)	-3,692 (1,178)	-6,381 (0,256)	-3,834 (1,237)
<i>Salaire</i>	-324,2 (191,9)	-199,7 (929,4)	-247,2 (195,8)	-141,6 (955,7)
<i>N</i>	69386	69386	64108	64108

Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme.

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 14 : Comparaison des estimations par DMC utilisant ‘même sexe’ et ‘jumeaux-2’

Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	Toutes les femmes		Femmes en couple	
	<i>Même sexe</i>	<i>Jumeaux-2</i>	<i>Même sexe</i>	<i>Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:				
<i>Offre de travail</i>	-0,472 (0,103)	-0,182 (0,023)	-0,445 (0,100)	-0,199 (0,024)
<i>Heures par semaine</i>	-15,327 (5,386)	-3,692 (1,178)	-14,092 (5,116)	-3,834 (1,237)
<i>Salaire</i>	3510,8 (4457,6)	-199,7 (929,4)	1644,7 (4145,4)	-141,6 (955,7)
<i>N</i>	69386	69386	64108	64108

Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

Ce tableau reporte les coefficients des estimations DMC de *Plus de 2 enfants*.

Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme et le sexe du premier et du deuxième enfant

Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 15 : Estimations par les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail en utilisant conjointement 'même sexe' et 'jumeaux-2'

Méthode d'estimation Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	Toutes les femmes	Femmes en couple
	DMC <i>même sexe et jumeaux-2</i>	DMC <i>même sexe et jumeaux-2</i>
Variable dépendante:		
<i>Offre de travail</i>	-0,195 (0,022)	-0,212 (0,023)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	815,22 (<0,0001)	754,08 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	2,87 (0,06)	2,87 (0,06)
<i>Heures par semaine</i>	-4,227 (1,151)	-4,396 (1,203)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	624,23 (<0,0001)	574,50 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	2,05 (0,13)	2,05 (0,13)
<i>Salaire</i>	-46,1 (910,4)	-53,3 (932,4)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	566,75 (<0,0001)	514,90 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,08 (0,92)	0,08 (0,92)
N	69386	64108
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee. Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme et le sexe du premier et du deuxième enfant Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.		

Tableau 16 : Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail conditionnellement au niveau d'études

	Toutes les femmes					Femmes en couple				
	Moyenne	1ère étape (Plus de 2 enfants)	Forme réduite	MCO	DMC Même sexe	Moyenne	1ère étape (Plus de 2 enfants)	Forme réduite	MCO	DMC Même sexe
Variable dépendante:										
A. Résultats pour l'offre de travail										
Education de la mère > bac	0,787	0,004 (0,008)	0,018 (0,009)	-0,287 (0,011)	5,034 (5,200)	0,782	0,005 (0,008)	0,017 (0,009)	-0,284 (0,011)	4,709 (5,143)
Education de la mère <= bac	0,588	0,039 (0,003)	-0,022 (0,004)	-0,359 (0,004)	-0,508 (0,212)	0,575	0,041 (0,003)	-0,022 (0,004)	-0,359 (0,005)	-0,485 (0,199)
B. Résultats pour les heures / semaines										
Education de la mère > bac	25,5	0,004 (0,008)	-0,474 (0,375)	-6,878 (0,503)	-58,267 (51,225)	25,2	0,005 (0,008)	-0,611 (0,384)	-7,069 (0,515)	-68,953 (52,037)
Education de la mère <= bac	28,3	0,039 (0,003)	-0,529 (0,200)	-6,153 (0,270)	-13,374 (5,541)	28,2	0,041 (0,003)	-0,491 (0,209)	-6,285 (0,283)	-11,272 (5,588)
N	69386	69386	69386	69386	69386	64108	64108	64108	64108	64108
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.										
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.										
Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et le sexe du premier et du deuxième enfant										
L'effet principal du diplôme est aussi inclut dans l'équation.										
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.										

Tableau 17 Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail conditionnellement au niveau d'études

	Toutes les femmes					Femmes en couple				
	Moyenne	1ère étape (Plus de 2 enfants)	Forme réduite	MCO	DMC Jumeaux- 2	Moyenne	1ère étape (Plus de 2 enfants)	Forme réduite	MCO	DMC Jumeaux- 2
Variable dépendante:										
A. Résultats pour l'offre de travail										
Education de la mère > bac	0,787	0,831 (0,035)	-0,080 (0,042)	-0,287 (0,011)	-0,091 (0,051)	0,782	0,827 (0,035)	-0,080 (0,042)	-0,284 (0,011)	-0,091 (0,051)
Education de la mère <= bac	0,588	0,728 (0,017)	-0,149 (0,020)	-0,359 (0,004)	-0,206 (0,026)	0,575	0,729 (0,018)	-0,168 (0,021)	-0,359 (0,005)	-0,232 (0,028)
B. Résultats pour les heures / semaines										
Education de la mère > bac	25,5	0,831 (0,035)	0,068 (1,860)	-6,878 (0,503)	0,186 (2,183)	25,2	0,827 (0,035)	0,396 (1,892)	-7,069 (0,515)	0,580 (2,222)
Education de la mère <= bac	28,3	0,728 (0,017)	-4,317 (1,175)	-6,153 (0,270)	-5,251 (1,420)	28,2	0,729 (0,018)	-4,782 (1,257)	-6,285 (0,283)	-5,792 (1,513)
N	69386	69386	69386	69386	69386	64108	64108	64108	64108	64108
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.										
Champ: femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.										
Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte.										
L'effet principal du diplôme est aussi inclut dans l'équation.										
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.										

Tableau 18 : Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Tous les hommes			Hommes en couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>
Variable dépendante:						
<i>Offre de travail</i>	-0,005	0,029	0,026	-0,004	0,033	0,031
<i>Test de suridentification</i>	(0,001)	(0,028)	(0,028)	(0,001)	(0,028)	(0,028)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	0,25 (0,78)	-	-	0,15 (0,86)
<i>Heures par semaine</i>	-0,764	-3,822	-3,532	-0,776	-3,830	-3,496
<i>Test de suridentification</i>	(0,205)	(4,226)	(4,207)	(0,205)	(4,178)	(4,160)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	0,15 (0,86)	-	-	0,22 (0,81)
<i>Salaire</i>	-269,6	-4413,1	-4394,1	-268,0	-4324,2	-4307,9
<i>Test de suridentification</i>	(205,4)	(3842,2)	(3803,8)	(206,2)	(3801,5)	(3766,3)
<i>(Pr>F)</i>	-	-	0,00 (1,00)	-	-	0,00 (1,00)
<i>N</i>	43417	43417	43417	43266	43266	43266
Source: enquêtes emploi 1990-2002, Insee.						
Champ: hommes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.						
Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1ère et à la 2ème naissance, si la 2ème naissance est intervenue avant ou après 1994, de nationalité, de cohorte et de diplôme et le sexe du premier et du deuxième enfant.						
La variable <i>Garçon 2ème</i> est exclue des colonnes (3) et (6) sinon variables linéairement dépendantes.						
Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.						